

Ensayos Revista de Economía–Volumen XXIX, No. 2, noviembre 2010, pp. 77-98

Análisis de cointegración y valores umbrales entre la inflación y el crecimiento económico en México: 1970-2007

W. Adrián Risso*
Edgar J. Sánchez Carrera**

Fecha de recepción: 31 X 2009

Fecha de aceptación: 20 III 2010

Resumen

El objetivo de este estudio es estimar empíricamente las relaciones de largo plazo y los efectos umbrales entre la inflación y el crecimiento económico en México. Se muestra la existencia de tal relación a través de un vector cointegrado entre el crecimiento económico (PIB real) y la tasa de inflación (medido por el Índice Nacional de Precios al Consumidor), y se encuentra una elasticidad significativamente negativa. Además, la relación causal entre estas dos series es estudiada mediante una prueba más sólida que la de Granger; sin embargo, no encontramos ninguna dirección de causalidad entre las series. Las estimaciones del modelo de valores umbrales sugiere un 9% como el valor umbral (punto de ruptura estructural) entre la inflación y el crecimiento económico, lo cual significa que valores de inflación por encima del umbral tienen un impacto negativo sobre el crecimiento económico en México.

Palabras clave: cointegración, crecimiento económico, inflación, ruptura estructural.

Clasificación JEL: E31, O40, O42.

Abstract

The aim of this paper is to estimate long run relationships and threshold effects between inflation and economic growth in Mexico. We show the existence of such relationship in a cointegrated vector on Economic Growth

*Department of Economics, University of Siena.
Sede: P.zza S. Francesco 7, I-53100, Siena, Italy.
E-mail: risso@unisi.it

**E-mail: sanchezcarre@unisi.it

(log of real GDP) and Inflation rate finding a corresponding elasticity significantly negative. Moreover, the causal relationship between these two series is studied using a more robust Granger causality test, without finding any directional causality between them. The estimated threshold model suggests 9 percent as the threshold level (i.e., structural break point) of inflation above which inflation significantly slows the Mexican economic growth.

Keywords: cointegration, economic growth, inflation, structural break.

JEL classification: E31, O40, O42.

Introducción

Son dos los principales puntos de vista de quienes han estudiado la relación entre la inflación y el crecimiento económico: la visión de los *estructuralistas* y la de los *monetaristas*¹. Por el lado de los estructuralistas, Mundell (1965) y Tobin (1965) encontraron una relación positiva entre la tasa de inflación y la tasa de acumulación de capital, lo cual indica la existencia de una relación positiva con la tasa de crecimiento económico. Estos autores basan sus resultados en el hecho de que el dinero y el capital son bienes sustitutos, por tanto, un incremento en la tasa de inflación incrementa la acumulación del capital al mover el dinero de los portafolios de inversión, sobre la inversión directa en capital, con lo cual se estimula una mayor tasa de crecimiento económico (más detalles en Gregorio, 1996). Por el lado de los monetaristas, Fisher y Modigliani (1978) sugieren la existencia de una relación negativa y no-lineal entre la tasa de inflación y el crecimiento económico.

En consecuencia, estudiar los efectos de la inflación sobre el crecimiento económico es material clave y complejo para la macroeconomía y la conducción de una política económica adecuada para el crecimiento económico de un país. Es cierto que no hay un pleno consenso sobre la forma en la cual la inflación afecta el desempeño de una economía; sin embargo, con el paso del tiempo, se ha producido un cambio sustancial en los puntos de vista correspondientes con el viejo enfoque keynesiano en cuanto a que la inflación se consideraba positiva para el crecimiento económico, por el lado de la demanda, hacia una visión que muestra que la inflación está fuertemente asociada con una mayor incertidumbre que, por lo tanto, deteriora el crecimiento económico (véase Friedman, 1973)

¹Los *estructuralistas* argumentan que la inflación es necesaria para el crecimiento económico (por el lado de la demanda), mientras que los *monetaristas* argumentan lo contrario, esto es, la inflación repercute negativamente el crecimiento económico ya sea en el largo o corto plazo (ver Mallik and Chowdhury, 2001).

En este sentido, Barro (1995) señaló que los principales efectos de la inflación sobre los resultados económicos son de carácter negativo. Más recientemente, Faria y Carneiro (2001) investigaron la relación entre la inflación y el producto en un contexto caracterizado por una economía que está enfrentado altas tasas de inflación; estos autores encuentran que no existe un efecto real sobre la producción en el largo plazo, pero caso contrario se da en el corto plazo, ya que altas tasas de inflación inciden negativamente sobre la producción económica. Sea una relación negativa, en el corto o largo plazo, o no exista ninguna relación entre inflación y crecimiento, este tema de estudio es realmente importante para cualquier economía real, porque si la inflación es sistemática con efectos reales, entonces los gobiernos pueden influir sobre el rendimiento económico a través de la política monetaria implementada. Por ejemplo, supóngase que reducir la tasa inflacionaria en un punto porcentual cuando la economía enfrenta tasas del 20% puede coadyuvar al crecimiento económico en un 0.5%, pero si la economía enfrenta tasas inflacionarias del 5%, entonces la reducción de 1% puede tener efectos contractivos sobre el crecimiento económico. Por lo tanto, es costoso para un país con bajas tasas de inflación la reducción de los niveles inflacionarios, en comparación con los países que tienen tasas porcentuales inflacionarias de dos dígitos (véase Andrés y Hernando, 1999).

Sin embargo, la cuestión de la relación entre inflación y PIB (o crecimiento económico) no sólo es una continuación del desacuerdo entre keynesianos y monetaristas; por ejemplo, Huybens y Smith (1998) desarrollan un modelo en el cual la inflación por encima de un umbral tiene efectos negativos en los mercados financieros, cuando hay información asimétrica². El modelo de Huybens y Smith no es monetarista.

Grier y Grier (2006) estudiaron los efectos reales de la inflación y la incertidumbre inflacionaria sobre el crecimiento del producto en la economía mexicana. Y sus principales resultados fueron: (i) la incertidumbre inflacionaria tiene un efecto significativo y negativo sobre el crecimiento; (ii) una vez que la incertidumbre inflacionaria es controlada en el sector real de la economía, niveles rezagados de inflación no tienen ningún efecto (negativo) sobre el crecimiento del producto; (iii) sin embargo, como fue predicho por Ball (1992), mayores niveles promedio de la inflación incrementarán la incertidumbre inflacionaria y, en su conjunto, el efecto neto de los niveles promedio de la inflación sobre el crecimiento del producto mexicano es siempre negativo. Esto muestra que niveles promedio de

²Un documento de trabajo realizado por Drukker *et al.* (2005) ofrece evidencia al respecto.

inflación dañan el crecimiento económico de México, debido a la incertidumbre inflacionaria.

A diferencia de Grier y Grier (2006), la presente investigación no está relacionada con medidas promedio de la inflación ni con la incertidumbre inflacionaria ni con los efectos de ésta sobre el crecimiento económico mexicano; en cambio, esta investigación contempla la existencia de una relación de largo plazo y la búsqueda de valores umbrales de la inflación sobre el crecimiento económico en México. Es decir, son ignorados los efectos que las expectativas inflacionarias pueden tener sobre esta relación (ya estudiadas por Grier y Grier). Es importante recordar que la década de 1980 se caracterizó por niveles muy altos de inflación, comparados con los años noventa o la década de 2000. Por ejemplo, suponga que durante la época desinflacionaria, el público no esperaba una reducción importante de la inflación, o que incluso, no la creía posible, la consecuencia de esto es que la caída de la inflación en el período de transición, tendría que estar acompañada por una caída en el crecimiento económico también. Para efectos prácticos, en el presente artículo, esta hipótesis no es considerada.

En síntesis, la presente investigación utiliza los datos de las series anuales del INPC y PIB *per cápita* como medidas de inflación y crecimiento económico, respectivamente. El argumento se debe a que aún no hay una concordancia general sobre los efectos reales que tiene la inflación en el crecimiento económico. El debate entre estructuralistas y monetaristas sigue aún en pie. Aunque la mayoría de la literatura empírica ha encontrado una relación negativa entre ambas variables, existen modelos teóricos que predicen una neutralidad e inclusive una relación positiva entre dichas variables. Por breve que pueda ser esta investigación, algo aporta al dilema que enfrenta la economía mexicana, en el sentido de elegir una dirección justa sobre controles inflacionarios y crecimiento económico; lo que se logra al demostrar la existencia de un valor crítico de la inflación, que determina una relación negativa entre inflación y crecimiento³.

Por lo tanto, el objetivo principal de esta investigación es estudiar la relación y su naturaleza entre la inflación y el crecimiento económico en México. Los subtemas del presente artículo se plantean a través de dos preguntas:

1. ¿Cuál es la relación (de largo plazo) entre inflación y crecimiento económico en México?

³El Banco de México por Constitución (artículo 28, párrafo 6) tiene como objetivo primordial la estabilidad de los precios. Reducir la inflación ha sido visto por la banca central mexicana como una condición necesaria para la mejora del bienestar social y el crecimiento económico (Banco de México, 1995:50).

2. ¿Cuál es el valor crítico de la inflación por el que variaciones mayores de los precios deterioran el crecimiento económico?

La hipótesis planteada es que el crecimiento es estimulado por niveles de inflación bajos y estables, mientras que es perjudicado por niveles altos y volátiles. Lo anterior indica que se podría identificar un valor crítico de la variación de precios, donde, para niveles de inflación inferiores a éste, existe una correlación positiva entre crecimiento e inflación; mientras que para valores superiores, existe una correlación negativa. Dado los planteamientos de la investigación, en este artículo (de manera independiente) se usan las técnicas de cointegración y estimaciones del tipo “*threshold estimations*” (véase Hansen 1999, 2000). De esta forma, a través del uso de dichas técnicas, los resultados señalan la existencia de una relación estadísticamente significativa entre la inflación y el crecimiento económico en México, y tal relación es negativa.

Burdekin *et al.* (2004), en ese mismo sentido, mostraron los efectos de la inflación sobre el crecimiento cuando se da un cambio sustancial, a la alza, de la tasa de inflación. Los autores demuestran la existencia de una relación no-lineal entre el crecimiento y la inflación, y queda expuesto que dicha relación es muy diferente para las economías industrializadas frente a la de los países en desarrollo. Estos autores encuentran que el valor umbral de la inflación sobre el crecimiento es alrededor de 8% para las economías industriales; pero es, por lo menos, un 3% menor para los países en desarrollo.

Otro modelo similar es el desarrollado por Khan y Senhadji (2001). Analizan un modelo no-lineal conocido como “*structural break effect*” que muestra la manera en la cual la inflación impacta en el crecimiento económico para diferentes niveles inflacionarios, hasta el punto en que dicho impacto es negativo y estadísticamente significativo; así, el modelo provee un apropiado procedimiento para la estimación e inferencia de valores umbrales, para los que el crecimiento económico es amenazado por la inflación. Dichos autores utilizaron datos de panel de 140 países en un período de 40 años y, de esta forma, examinaron una relación no-lineal entre inflación y crecimiento. Los valores umbrales estimados fueron del rango de: 1% a 3% para economías industrializadas y 11% a 12% para economías en desarrollo.

El presente estudio usa la técnica desarrollada por Khan y Senhadji (2001), y se refuerzan ambos puntos de vista, el estructuralista y el monetarista; esto es, bajos ciertos niveles de inflación se obtiene una posible ayuda al crecimiento económico (relación positiva); pero una vez que la economía llega a tener ciertos niveles de crecimiento y el nivel inflacionario umbral es

superado, entonces la inflación tendrá un impacto negativo que deteriorará significativamente al crecimiento económico.

El resto del artículo se divide en cuatro secciones más. La primera explica brevemente las principales técnicas econométricas que son empleadas en este artículo y muestra cuáles fueron las series temporales utilizadas, así como la fuente de la base de datos. La segunda presenta las relaciones de largo plazo en donde se usa el análisis de cointegración. En la tercera, se estima el modelo “threshold” de Khan y Senhadji (2001), con el que se obtiene el valor umbral inflacionario para la economía mexicana. Finalmente, se ofrece la conclusión del artículo.

1. Datos y metodología

Este trabajo se centra en la economía de México y las variables clave son inflación y crecimiento económico. Los datos anuales que se consideran están dentro del período 1970-2007 (a precios constantes en pesos mexicanos de 2000); por último, la base de datos que se usa en este análisis, está conformada por:

- PIB real (Y),
- Índice Nacional de Precios al Consumidor (IPC) y,
- Participación de la Inversión (I).
- La inflación (π) fue calculada como la tasa de crecimiento del (IPC). Ambas series, crecimiento económico (Y) y precios (IPC) se obtuvieron de la base de datos del *World Economic Outlook (WEO) database*. Los datos sobre la participación de la inversión (I) se obtuvieron del *Penn World Tables 6.2*; y los datos sobre población (tasa de crecimiento anual, POP) se obtuvieron de *OECD statistics portal*.

En esta investigación se aplicaron transformaciones logarítmicas, ya que esto ayuda -al menos parcialmente- a eliminar la distribución asimétrica de la inflación en el período de estudio (véase Sarel, 1995 y Ghosh y Phillips, 1998).

También, en el presente estudio, se han considerado dos técnicas econométricas ampliamente reconocidas: análisis de cointegración y estimación de valores umbrales

En el análisis de cointegración, se examinan relaciones de corto y largo plazo entre PIB real (Y) e inflación (π). Esto se logra al estudiar el rango de integración para las series *log (PIB real (Y))* y (π), haciendo uso de pruebas de raíces unitarias: *Augmented Dickey-Fuller (1981)* y la prueba *KPSS*. Segundo, se estima un bi-variado irrestricto Vector Autorregresivo (VAR),

el cual será “sensible” con el número de períodos rezagados (véase Banerjee *et al.*, 1993). Por lo tanto, para determinar el número apropiado de períodos rezagados en el VAR, fueron empleados los siguientes criterios: *Akaike Information Criterion (AIC)* y *Schwartz Bayesian Criterion (SBC)*. Tercero, la existencia de una relación de largo plazo entre (Y) y (π) es examinada vía un modelo VEC, *Vector Error Corrección Modelo (VECM)*, para entonces, se ha aplicado la técnica de cointegración de Johansen (1988, 1995) y Johansen *et al.* (1990).

Además, para hacer inferencia, al menos debe ser probada exogeneidad débil en el modelo, lo cual se aplica en este análisis. Finalmente, se estudia la relación de causalidad entre las variables haciendo uso de una prueba robusta, conocida como Toda & Yamamoto (1995) o “*Granger no-causality test*”, la cual permite conocer relaciones causales entre variables modeladas bajo un sistema integrado.

En la estimación de valores umbrales, es considerado el modelo de Khan y Senhadji (2001) para estimar el nivel umbral de la inflación y la técnica que se usa es la de mínimos cuadrados no-lineales (NLS); con lo que se busca encontrar el óptimo valor umbral para el cual la inflación tiene un efecto negativo y significativamente estadístico sobre el crecimiento económico en el largo plazo, esto se presenta en un modelo no lineal (véase Burdekin *et al.*, 2004).

2. Análisis de cointegración

Se tiene una regresión espuria cuando series de tiempo que presentan la misma tendencia o raíz unitaria, producen residuos no-estacionarios, parámetros significativos (OLS) y un alto valor de correlación R^2 , lo cual sugiere una relación estadísticamente significativa, aunque realmente no exista ninguna. Esto quiere decir que en una regresión espuria, los errores estarían correlacionados y los estadísticos “ t ” estarían mal calculados, porque se está usando un estimador de la varianza residual que no es consistente. Así, tener residuos no-estacionarios implica la violación de los supuestos estándares para la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios (OLS). En este caso, Phillips (1986) demostró que son las técnicas de cointegración las que deben aplicarse, ya que para minimizar el problema de regresión espuria, normalmente se prueba si las series son estacionarias. Sin embargo, el problema de regresión espuria puede aparecer aun si las variables son estacionarias, aunque sean altamente autorregresivas. No obstante, que las variables tengan raíz unitaria no significa necesariamente que la regresión sea “espuria”, ya que las variables pueden estar relacionadas en el largo plazo, es decir, cointegradas.

Un primer paso en el análisis de cointegración es el estudio de la estacionariedad de las series a través del uso de pruebas de raíces unitarias. En esta investigación son empleadas dos técnicas: la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF, 1981) y la prueba Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS, 1992). Han sido aplicadas ambas pruebas: en niveles (logaritmo del PIB real y de la tasa de inflación) y también en primeras diferencias (crecimiento económico y aceleración de la tasa de inflación)⁴. De esta manera, si estas dos series de tiempo están integradas del mismo orden, entonces, deberá considerarse la estimación de un modelo de cointegración.

El objetivo es buscar la existencia de alguna relación de largo plazo entre las variables; por tal motivo, si las variables están cointegradas, entonces pueden ser utilizados los residuos de la regresión de equilibrio para estimar el modelo de corrección de errores, “*Vector Error-Corrección (VEC) model*”. El modelo representado en su primera diferencia es:

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde $Y = (PIB \text{ real}, Inflacion)$ es un vector que contiene las variables de estudio y μ es un vector de términos constantes. El término k indica el número de rezagos y se elige utilizando un criterio como AIC. La matriz Π contiene información sobre las relaciones de largo plazo entre las variables Y . El rango de Π es el número de combinaciones linealmente independientes y estacionarias para las variables. Γ es la estimación de la influencia a corto plazo de las variables Y .

Antes de proseguir se debe considerar lo que McCallum (1984) demostró sobre el hecho de que signos incorrectos pueden surgir si la exogeneidad está no considerada dentro del estudio de cointegración. Por lo que, para aplicar inferencia sobre los resultados que se presentan en este trabajo, debe ser estudiada, al menos, exogeneidad débil.

Por último, una versión modificada de la prueba de causalidad de Granger será utilizada para demostrar la causalidad entre las variables de este estudio: inflación y crecimiento económico.

⁴Para decidir el número de rezagos a utilizar se consideran criterios de selección del modelo, tales como: el Criterio de Información de Akaike (AIC) y el Criterio de Schwarz Bayesian (SBC), para determinar la longitud óptima del rezago (el número de rezagos óptimo es aquél que minimiza el SBC).

2.1 Resultados empíricos

El primer paso consiste en estudiar la estacionariedad de las series, teniendo en consideración las pruebas ADFy KPSS. La hipótesis nula de la prueba KPSS es la estacionariedad, que complementa a la prueba ADF. Sin embargo, recuérdese que la prueba ADF tiene menor poder contra procesos estacionarios cercanos a la raíz unitaria. La tabla 1 muestra los resultados obtenidos.

Tabla 1
Pruebas ADF y KPSS de raíces unitarias

Variable	y		π	
Prueba de raíz unitaria	ADF	KPSS	ADF	KPSS
Tendencia y Const.	-2.97 (-3.54)	0.14 (0.15)	-2.32 (-3.54)	0.16 (0.15*)
Constante	-2.20 (-2.95)	0.73 (0.46)*	-2.06 (-2.95)	0.23 (0.46)
Sin tendencia, Const.	-5.93 (-1.95)*		-1.37 (-1.95)	
Variable	Δy		$\Delta \pi$	
Prueba de raíz unitaria	ADF	KPSS	ADF	KPSS
Tendencia y Const.	-4.46 (-3.54)*	0.11 (0.15)	-5.84 (-3.54)*	0.50 (0.15)*
Constante	-4.23 (-2.95)*	0.28 (0.46)	-5.76 (-2.95)*	0.35 (0.46)
Sin tendencia, Const.	-2.68 (-1.95)*		-5.85 (-1.95)*	

Valores críticos en paréntesis. *Indica el rechazo de la hipótesis nula al 5%.

A continuación, se estima un VAR con 1 rezago (de acuerdo con el criterio AIC), y se realiza la prueba de cointegración. La tabla 2 muestra los resultados que indican la existencia de una relación de cointegración entre las variables de estudio: inflación y crecimiento económico.

Tabla 2
Prueba de Cointegración de Johansen

Hipótesis	Trace Statistic	C. V. al 0.05	p-value
Ninguno*	21.44	20.26	0.034
Al menos 1	4.73	9.16	0.314
Hypothesis	Max. Eig. Stat.	C. V. at 0.05	p-value
Ninguno*	16.71	15.89	0.037
Al menos 1	4.73	9.16	0.314

Fuente: Cálculos propios. *Indica rechazo de la hipótesis nula al 5%.

Se ha visto que para hacer inferencia se debe probar la exogeneidad débil, y esto se hace sobre la variable PIB real. El resultado muestra que el estadístico Chi^2 es 1.01, lo que produce un p-value de 0.31; por tanto, no es

posible rechazar la hipótesis de que el PIB real es débilmente exógeno, al 5% de significancia.

El segundo paso es el modelo VEC, lo que permite verificar si la economía se aproxima o no al equilibrio en el largo plazo y, entonces, analizar la dinámica de corto plazo, todo para el período de tiempo estudiado y las variables cointegradas: PIB real e inflación. El VEC se dice que es “internamente consistente”, si las dos series de tiempo están cointegradas en el mismo orden, o si ellas son estacionarias.

La siguiente ecuación (2) muestra la relación de largo plazo estimada:

$$y = 7.02 - 1.56 \pi \quad (2)$$

(-31.53) (3.01)

donde los números entre paréntesis se refieren a los estadísticos-t. Así, la ecuación 2 muestra una elasticidad negativa de 1.56 en la relación inflación-PIB para el período 1970-2007. Esto significa, que: un incremento de 1% en la inflación anual en México produce un decremento del PIB de más de 1.5%. Lo cual es un efecto negativo de la inflación sobre el PIB, más que proporcional.

De cualquier manera, el análisis de cointegración muestra la existencia de una relación de largo plazo, pero no indica la dirección causal entre las variables de estudio.

Granger (1988) propuso una prueba para estudiar la causalidad de series temporales. Sin embargo, esta no es una prueba en un sentido filosófico, se debe entender más como un sentido de predeterminación entre las variables: por ejemplo, una variable podría ser predeterminada por otra. En consecuencia, la causalidad dinámica de la prueba de causalidad de Granger puede obtenerse a través del modelo VAR, pero se trata de variables integradas, y la aplicación estándar de la prueba de causalidad de Granger, en tal caso, es inválida.

Dado lo anterior, Toda & Yamamoto (1995) han sugerido un procedimiento alternativo. Cuando las variables están integradas, estos autores proponen estimar un modelo VAR con $(k + d_{max})$ rezagos, donde k es el número óptimo de rezagos en el VAR y d_{max} es el número de orden máximo de integración que ocurre en el proceso. Una vez estimado el VAR, se prueba la causalidad de Granger pero únicamente usando los primeros k rezagos. Por ejemplo, si se considera la siguiente ecuación de un modelo VAR:

$$\pi_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_2 Y_{t-2} + \gamma_3 \pi_{t-1} + \gamma_4 \pi_{t-2} \quad (3)$$

donde $k = 1$ fue seleccionado de acuerdo con el criterio AIC y $d_{max} = 1$, entonces, la hipótesis nula de no-causalidad de Y a π es:

$$H_0 : \gamma_1 = 0 \quad (4)$$

Esto es,

H_0 : PIB real no causa en el sentido de Granger a la inflación

Para dicha hipótesis se utiliza la prueba de Wald. Toda & Yamamoto (1995) mostraron que la prueba de Wald y la de LR son asintóticamente equivalentes en la presente situación.

La siguiente tabla muestra los resultados del análisis de causalidad para las variables de este estudio.

Tabla 3
Prueba de Causalidad de Granger

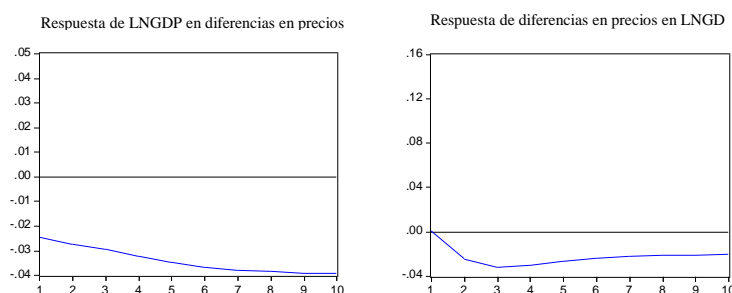
Hipótesis nula	Wald-statistic	p-value
Y no causa (en Granger) P	0.05	0.83
P no causa (en Granger) Y	0.08	0.78

Nota: Se aplica un VAR con $k+d_{max} = 1+1$. *P-values* corresponden a la distribución Chi-cuadrada con 2 grados de libertad.

Se puede observar que la hipótesis nula no se rechaza, entonces, no se encuentra evidencia de causalidad en el sentido de Granger entre las variables de estudio.

Adicionalmente es factible realizar un breve análisis correspondiente con el estudio de las funciones impulso-respuesta. La figura 1 muestra tales funciones para las variables de estudio, es importante notar que un shock positivo de la inflación genera un efecto negativo en el PIB real (lo cual es consistente con la relación de largo plazo y su signo). Por otro lado, un shock positivo del PIB real produce un efecto negativo de la inflación.

Figura 1
Funciones impulso respuesta entre PIB real e Inflación



Al final, la respuesta ante shocks positivos, ya sea por parte de la inflación o del PIB real, tendrá como resultado un efecto negativo sobre la otra variable.

3. Análisis de estimación umbral: inflación-PIB

Se sigue el modelo propuesto por Khan & Senhadji (2001), en donde se han calculado tasas de crecimiento (a través del método de transformación logarítmica) para variables macroeconómicas. Aplicar transformación logarítmica coadyuva a una mejoría en modelos no-lineales. Para las variables de estudio, inflación y crecimiento económico (PIB real), después de aplicar transformaciones logarítmicas se observa aún un alto grado de volatilidad en los datos (véase figura 2).

Por lo tanto, con el fin de suavizar las fluctuaciones presentes, se ha utilizado la técnica del filtro Hodrick-Prescott⁵ (1980). Véase figura 3.

⁵ El filtro de Hodrick-Prescott es un método para extraer el componente secular o tendencia de una serie de datos, propuesto en 1980 por Robert J. Hodrick y Edward C. Prescott. Descompone la serie observada en dos componentes, uno tendencial y otro cíclico. El ajuste de sensibilidad de la tendencia a las fluctuaciones a corto plazo se obtiene modificando un multiplicador λ . Actualmente, es una de las técnicas más ampliamente utilizada en las investigaciones sobre ciclos económicos, para calcular la tendencia de las series de tiempo; pues brinda resultados más consistentes con los datos observados, que otros métodos.

Figura 2
Transformación logarítmica de las series

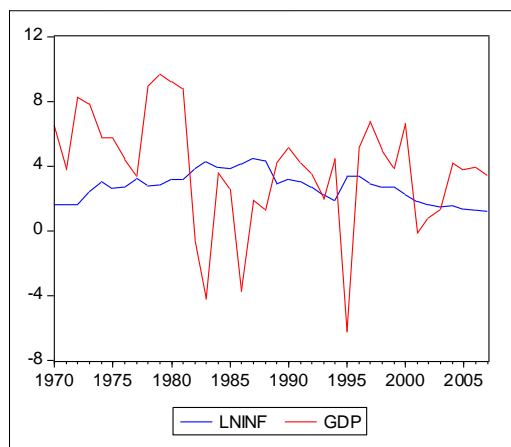
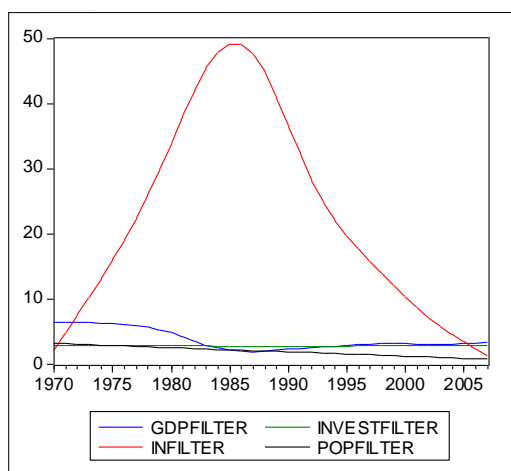


Figura 3
Series suavizadas



Ahora bien, el análisis se basa en un modelo con cuatro variables: el crecimiento económico, la inflación, la población y la inversión. La tasa de crecimiento económico y la inversión se utilizan como variables de control. El motivo de la elección de estas variables es su autenticidad en la literatura empírica de crecimiento. Solow (1956) y Swan (1956) desarrollaron el primer modelo neoclásico de crecimiento, donde tener la tasa de crecimiento de la población era una de las variables exógenas del modelo para demostrar,

que: a mayor tasa de crecimiento de la población, mayor contracción en la acumulación del capital. Por su parte, Fischer (1993) incluye la inversión en su modelo para mostrar que la inflación reduce el crecimiento mediante la reducción de la inversión y el crecimiento de la productividad. Adicionalmente, Mankiw *et al.* (1992), también incluyen el crecimiento de la inversión y el crecimiento de la población en su modelo de crecimiento.

La prueba que demuestra la existencia de un efecto umbral, se obtiene a partir del siguiente modelo:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \log(\pi_t) + \beta_2 d_t^{\pi^*} [\log(\pi_t) - \log(\pi^*)] + \theta' X_t + e_t \quad (5)$$

$$d_t^{\pi^*} = \begin{cases} 1 & \text{if } \pi_t > \pi^* \\ 0 & \text{if } \pi_t \leq \pi^* \end{cases} \quad t = 1, \dots, T$$

donde y_t es la tasa de crecimiento del PIB real, π_t es la inflación calculada con el INPC, π^* es el nivel umbral de inflación, $d_t^{\pi^*}$ es una variable dummy que toma valores de 1 para niveles de inflación mayores que π^* y cero, en caso contrario, X_t es un vector de variables de control que incluye la participación de la inversión en porcentajes del PIB y la tasa de crecimiento de la población.

El parámetro π^* representa el nivel umbral de la inflación con la propiedad de que la relación entre crecimiento e inflación está dada por los coeficientes:

- 1) β_1 : inflación baja;
- 2) $\beta_1 + \beta_2$: inflación alta.

Inflación alta significa que la inflación de largo plazo estimada es significativa, entonces $\beta_1 + \beta_2$ miden el impacto sobre el crecimiento y tal valor de inflación será el nivel umbral. El procedimiento consiste en estimar diversas regresiones para diferentes valores de π^* , y tales valores se elijen en un orden ascendente (*i.e.*, 1, 2, 3..., y así sucesivamente), el valor óptimo de π^* se obtiene cuando dicho valor minimiza la suma de los residuos al cuadrado (RSS). Tal y como Khan & Shadji (2001) señalaron, probar a través de la búsqueda de no valores umbrales significa:

$$H_0 : \beta_2 = 0$$

Pero, bajo la hipótesis nula, el nivel umbral π^* no está identificado, por lo que las pruebas clásicas, como la prueba-t, carecen de distribuciones normales. Los autores sugieren tomar el estudio de Hansen (1996, 1999) que está basado en una metodología para simular la distribución asintótica de la prueba de razón de verosimilitud de H_0 , lo cual implica reducir al mínimo la suma de los residuos al cuadrado. Este procedimiento ha sido ampliamente aceptado en la literatura sobre este tema. Sin embargo, este proceso es tedioso, ya que exige realizar la estimación de la ecuación para diferentes valores de π^* .

3.1 Resultados empíricos

Mediante el uso de mínimos cuadrados no lineales (NLS), en la estimación de la ecuación (5), es posible obtener el valor umbral exacto del nivel de inflación. Para encontrar el mínimo RSS en cada regresión se consideraron valores de π^* de 1 a 13. Por lo tanto, los valores de π^* que minimizan RSS se encuentran en un rango que va del 7% al 11%. Estos resultados aparecen en la tabla 4.

Cabe destacar que todos los valores de π^* son estadísticamente significativos (véase columna p-value en la tabla 4). El valor umbral (minimizando RSS) de la inflación es de 9%; mientras que para valores inflacionarios menores a tal valor umbral, la inflación no tiene un efecto significativo sobre el crecimiento económico en México. En cambio, un caso contrario es cuando la inflación supera el valor umbral del 9%, entonces, hay un efecto negativo y estadísticamente significativo (al 5%) sobre el crecimiento económico.

Desde 1999, el Banco de México anunció un objetivo inflacionario de mediano plazo y a partir de 2000, publica informes trimestrales de inflación para controlar el proceso inflacionario, a fin de analizar las perspectivas de inflación y discutir la conducta de la política monetaria y el balance de riesgos para la inflación futura. En la actualidad, México tiene una economía con objetivos inflacionarios bien definidos, pues tiene una autoridad monetaria independiente (desde 1993) que tiene a la inflación como su objetivo de política única, un régimen cambiario flexible, la ausencia de otras anclas nominales y un “marco transparente” para la aplicación de la política monetaria. En este sentido, los resultados aquí obtenidos corresponden con las metas de inflación del Banco de México. Por ejemplo, el techo inflacionario comenzó con un 13% en 1999, disminuyó a 10% en 2000 y fue seguido por una disminución adicional de 9% en 2001 y 2002, de 4.05% en 2006 y de 3.76% en 2007.

Tabla 4
Resultados de la prueba de estimación de los valores umbrales

π^*	Variable	Coeficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.	RSS
7%	C	-26.57851	2.192942	-12.12002	0.0000	10.40
	Log(π)	-0.488365	0.073403	-6.653202	0.0000	
	Break7	-0.092338	0.031913	-2.893442	0.0067	
	Pop	1.503096	0.064185	23.41810	0.0000	
	Inv	9.853121	0.742647	13.26758	0.0000	
8%	C	-26.40593	2.110052	-12.51435	0.0000	1.78
	Log(π)	-0.545863	0.079201	-6.892144	0.0000	
	Break8	-0.090380	0.026949	-3.353742	0.0020	
	Pop	1.521239	0.062812	24.21894	0.0000	
	Inv	9.822111	0.711538	13.80405	0.0000	
9%	C	-26.74910	1.963577	-13.62264	0.0000	1.62
	Log(π)	-0.569815	0.075737	-7.523557	0.0000	
	Break9	-0.086855	0.021997	-3.948469	0.0004	
	Pop	1.494305	0.058858	25.38810	0.0000	
	Inv	9.970370	0.660360	15.09839	0.0000	
10%	C	-26.81594	1.969623	-13.61476	0.0000	1.64
	Log(π)	-0.574085	0.077255	-7.431035	0.0000	
	Break10	-0.075255	0.019342	-3.890821	0.0005	
	Pop	1.493487	0.059123	25.26058	0.0000	
	Inv	9.996084	0.662225	15.09470	0.0000	
11%	C	-27.70299	2.028275	-13.65840	0.0000	1.81
	Log(π)	-0.553976	0.082645	-6.703076	0.0000	
	Break11	-0.058091	0.017901	-3.245056	0.0027	
	Pop	1.496378	0.062279	24.02695	0.0000	
	Inv	10.30664	0.682291	15.10593	0.0000	

Nota: break # está definido como $[\log(\pi_i) - \log(\pi^*)]$.

3.2 Análisis de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MCDE)

Si se considera que la inflación no es una variable exógena en la ecuación (5), entonces, los coeficientes de las estimaciones pueden estar sesgados. Fisher (1993) señaló que la causalidad es más probable de ser unidireccional en inflación-crecimiento, en cuyo caso el problema del sesgo de simultaneidad no sería tan importante. De cualquier manera, la prueba de causalidad de Granger se aplica para medir la causalidad lineal entre inflación y crecimiento económico. A continuación, la tabla 5 muestra que la relación de causalidad entre dos variables es unidireccional, ya que la segunda hipótesis nula del PIB que causa inflación es rechazada al 5%, lo que demuestra que no hay información de la causalidad del PIB sobre la inflación.

Tabla 5
Prueba de Causalidad de Granger

Hipótesis nula	F-statistic	p-value
Inflación no causa (en Granger) el Crecimiento Económico	1.50237	0.23837
Crecimiento económico no causa (en Granger) la Inflación	6.44918	0.00455*

*Indica rechazo de la hipótesis nula al 5%.

Por lo tanto, la inflación causa el crecimiento económico, ya sea en un sentido positivo o negativo, dependiendo del signo de su coeficiente; pero el crecimiento económico no se explica por las tasas inflacionarias, esto implica que el modelo puede estar especificado de manera incorrecta (ecuación 5), dada la exclusión de variables relevantes en la ecuación de crecimiento. Para comprobar el error de especificación del modelo, se debe incluir variables instrumentales, tales como: inflación, PIB real, inversión, tasa de crecimiento de la población. Ahora, para analizar la posible endogeneidad, se considera que la inflación, el crecimiento del PIB real, la inversión y el crecimiento de la población sean utilizadas como variables instrumentales⁶. Con el fin de controlar, al menos parcialmente, el problema de endogeneidad, se utiliza la técnica de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MCDE), donde el conjunto de las variables instrumentales incluye las cuatro variables de estudio rezagadas en su primera diferencia⁷.

La tabla 6 es el resultado de las estimaciones en donde se usa MCDE con variables de control. Cabe destacar que aun controlando el posible problema de endogeneidad, el valor umbral sugerido sigue siendo un nivel inflacionario de 9%.

Se puede obtener una comparación de ambas estimaciones (NLS y MCDE), las que dan como resultado el mismo nivel umbral de inflación. Ambos resultados indican un valor umbral de 9% de inflación sobre el crecimiento económico en México. Cabe resaltar que este umbral se encuentra entre el rango que Khan y Senhadji (2001) han demostrado que es el nivel de umbral para una economía en transición.

⁶Por ejemplo, la inversión (como porcentaje del PIB) es casi probable que sea una variable endógena en el modelo (5).

⁷Estas variables instrumentales son válidas sólo si el término de error en la ecuación (5) no es auto-correlacionado. Así, las pruebas DW y Breusch-Godfrey rechazan auto-correlación (al 5%) para todas las estimaciones.

Tabla 6
Resultados de la prueba de valores umbrales en MCDE

π^*	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	RSS
7%	C	-27.60274	1.065922	-2.589566	0.099305	25.14
	Log(π)	-0.719575	0.358756	-2.005752	0.370833	
	Break7	-0.677079	0.460916	-1.468986	1.052777	
	Pop	1.223.486	0.452033	2.706632	0.075	
	Inv	9.976.084	3.516970	2.836557	0.0078	
8%	C	-20.07569	4.742451	-4.233189	0.0002	5.18
	Log(π)	-1.041340	0.211722	-4.918432	0.0000	
	Break8	-0.317888	0.099192	-3.204783	0.0031	
	Pop	1.681314	0.151782	1.107718	0.0000	
	Inv	7.704655	1.588038	4.851682	0.0000	
9%	C	-20.76328	3.717135	-5.585830	0.0000	3.29
	Log(π)	-1.020460	0.163859	-6.227659	0.0000	
	Break9	-0.225560	0.055577	-4.058510	0.0003	
	Pop	1.630786	0.120352	13.55017	0.0000	
	Inv	8.031724	1.241283	6.470503	0.0000	
10%	C	-20.63593	3.729246	-5.533540	0.0000	3.31
	Log(π)	-1.045673	0.168227	-6.215838	0.0000	
	Break10	-0.196727	0.048571	-4.050300	0.0003	
	Pop	1.636986	0.120465	13.58889	0.0000	
	Inv	7.999773	1.244817	6.426465	0.0000	
11%	C	-18.82909	3.941537	-4.777092	0.0000	3.52
	Log(π)	-1.194979	0.200614	-5.956612	0.0000	
	Break11	-0.166932	0.042509	-3.927015	0.0004	
	Pop	1.770391	0.126191	14.02943	0.0000	
	Inv	7.461593	1.309084	5.699856	0.0000	

Nota: donde break # está definido por $[\log(\pi_i) - \log(\pi^*)]$.

Comentarios finales

Estudiar el efecto o impacto de la inflación sobre el crecimiento económico será siempre tema crucial en la macroeconomía de cualquier país. Si la inflación es sistemática y con efectos reales, entonces los gobiernos pueden influir sobre el rendimiento económico a través de la política monetaria adquirida; por tal motivo, es de crucial importancia tomar en cuenta las metas inflacionarias y considerar los costos que tienen políticas monetarias expansivas o restrictivas sobre el crecimiento económico en el largo plazo.

Para tal fin, el presente estudio analizó las relaciones de largo plazo entre la inflación y el crecimiento económico en México, para el período 1970-2007,

utilizando técnicas de cointegración. Se encontró que la inflación es débilmente exógena al modelo, lo cual contribuye a realizar inferencia estadística.

También se estiman los efectos umbrales para conocer por encima de qué valor la inflación tiene un efecto negativo sobre el crecimiento, utilizando el método propuesto por Khan y Senhadji (2001). El análisis de cointegración muestra que un incremento en la inflación de 1% produce una disminución de 1.5% del PIB real para el período de estudio analizado. Los resultados que se obtienen estimando el modelo de umbrales sugieren que, para valores de inflación por encima del 9%, la inflación tiene un efecto negativo sobre el crecimiento económico.

Esto indica que en el período 1970-2007, el PIB real fue ciertamente muy elástico con respecto a la inflación, ya que teniendo en cuenta el coeficiente estimado, un aumento de 1% en los niveles inflacionarios produce una disminución de 1.5% del PIB real.

Para finalizar, el modelo de estimación umbral sugiere que si la tasa de inflación está por encima de 9%, el crecimiento económico de México podría experimentar una situación de peligro, esto es, una severa caída del PIB real. Este resultado podría ser útil para los encargados de formular políticas, ya que ofrece alguna pista sobre cuál debe ser el objetivo óptimo de la inflación.

Queda como propuesta para una investigación futura, encontrar el valor umbral para el cual niveles inflacionarios muy bajos tendrían efectos, reales o no, sobre el crecimiento económico. Es decir, para niveles bajos de la inflación, ¿existe algún tipo de efecto sobre el crecimiento económico?

Referencias

Andres J. and I. Hernando (1999). "Does inflation harm economic growth? Evidence for the OECD countries," in *The Costs and Effects of Price Stability*. Feldstein, Martin, Ed. Chicago: The University of Chicago Press, pp. 315-341.

Ball, L. (1992). "Why does high inflation raise inflation uncertainty?" *Journal of Monetary Economics* 29 (3), pp. 371-388.

Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith and D. Hendry (1993). *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of the Non-Stationary Data*. Oxford University Press.

Banco de México (1995). Informe Annual: 1994. México: Banco de México.

Barro, R. J. (1995). "Inflation and Economic Growth." *National Bureau of Economic Research* (NBER), Working Paper No. 5326.

Burdekin, R., A. T. Denzau, M. W. Keil, T. Sitthiyot and T. D. Willett (2004). "When does inflation hurt economic growth? Different nonlinearities for different economies." *Journal of Macroeconomics* 26 (3), pp. 519-532.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-1072.

Drukker, D., P. Gomis Porqueras and P. Hernandez Verme (2005). "Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth: A New Panel-Data Approach. Working paper available at: <http://www.uh.edu/~cmurray/TCE/papers/Drukker.pdf>

Faria R. J. and F. Carneiro (2001). "Does Hight Inflation Affect Growth in the Long and Short Run?" *Journal of Applied Economics*, Vol. 4(1), pp. 89-105.

Fisher, S. (1993). "The Role of Macroeconomic Factors in Growth." *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32: 485-512.

Fischer, S. and F. Modigliani (1978). "Towards and Understanding of the Real Effects and Costs of Inflation." *Weltwirtschaftliches Archiv* 114, pp. 810-833.

Friedman, M. (1973). "Inflation and Unemployment." *Nobel Memorial Lecture*, Illinois, USA: The University of Chicago.

Ghosh, A. and S. Philip (1998). "Inflation, Disinflation, and Growth." *IMF Working Paper* No. WP/98/68. Washington, D.C.: IMF.

Granger, C. (1988). "Some recent developments in a concept of causality." *Journal of Econometrics*, Vol. 39, pp. 199-211.

Gregorio, J. (1996). "Inflation, Growth, and Central Banks: Theory and Evidence." World Bank Policy Research Working Paper 1575, Policy Research Department, Macroeconomics and Growth Division.

Grier, K. and R. Grier (2006). "On the real effects of inflation and inflation uncertainty in Mexico." *Journal of Development Economics* 80, pp. 478-500.

Hansen, B. (1996). "Inference when the nuisance parameter is not identified under the null hypothesis." *Econometrica* 64, pp. 413-30.

_____ (1999). "Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference." *Journal of Econometrics* 93 (2), pp. 345-68.

_____ (2000). "Sample splitting and threshold estimation." *Econometrica* 68 (3), pp. 575-604.

Hodrick, R. J. and E.C. Prescott (1980). "Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation." mss. Pittsburgh: Carnegie-Mellon University; *Discussion Papers* 451, Northwestern University.

Huybens, E. and B. D. Smith (1998). "Financial Market Frictions, Monetary Policy and Capital Accumulation in a Small Open Economy." *Journal of Economic Theory* 81, 353-400.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of cointegration vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.

_____ (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autorregressive models., Oxford: Oxford University Press.

_____ and Juselius, K. (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp. 169-210.

Khan, M. S. and A. S. Senhadji (2001). "Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth." *IMF Staff Papers*, Vol. 48, No. 1.

Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root." *Journal of Econometrics*, Vol. 54, pp. 159-178.

Mallik, G. and A. Chowdhury (2001). "Inflation and Economic Growth: Evidence from South Asian Countries." *Asian Pacific Development Journal*, Vol. 8, No.1, pp. 123-135.

Mankiw, N., D. Romer and D. Weil (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107: 407-437.

McCallum, B. (1984). "On low-frequency estimates of long-run relationships in macroeconomics." *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, pp. 3-14.

Mundell, R. (1965). "Growth, Stability and Inflationary Finance." *Journal of Political Economy* 73, pp. 97-109.

Phillips, P. (1986). "Understanding spurious regressions in econometrics." *Journal of Econometrics*, Vol. 33, pp. 311-340.

Sarel, M. (1995). "Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth." IMF Working Paper WP/95/56, Washington.

Solow, R. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, pp. 65-94.

Swan, T. (1956). "Economic Growth and Capital Accumulation." *Economic Record*, Vol. 32: 344-361.

Toda, H. and T. Yamamoto (1995). "Statistical inference in vector autorregressions with possibly integrated processes." *Journal of Econometrics*, Vol. 66, pp. 225-250.

Tobin, J. (1965). "Money and Economic Growth." *Econometrica*, Vol. 33, pp. 671-684.